不同世代下之教育報酬與能力差異

莊奕琦・賴偉文*

本文採用 1978 年至 2004 年的行政院主計處「人力運用調查」原始資料, 依據不同年群資料分析不同工資條件分配下的邊際教育報酬率。估計結果支持個人能力的異質性將反應在工資分配上, 因此傳統以 OLS 模型估計的平均教育報酬率並不適當, 且個人能力的異質性在較年輕世代中最爲明顯。本文亦發現在較年長的世代, 教育投資對個人能力呈現強化效果 (strengthened effect), 即接受教育的結果能強化個人的能力; 而較年輕的世代, 教育對個人能力則呈現彌補效果 (supplementary effect), 即教育可補個人能力之不足, 且愈年輕的世代, 其教育對個人能力的彌補性也愈強。

關鍵詞: 個人能力異質性, 世代效果, 教育報酬, 強化效果, 彌補效果
JEL 分類代號: I21, J24

1 前言

過去國內外文獻中對工資函數的研究與描述, 一直是勞動經濟學的主要議題之一。而工資的重要決定因素即爲教育。正如人力資本理論所強調的, 透過教育的投資可以累積個人之人力資本、提高技術水準、增進生產力, 進而使工資水準得到提升。而經由教育程度之提昇對於個人經濟報酬的影響效果, 即爲教育報酬率 (return to education)。教育的投資報酬率不僅左右個人的就學意願, 亦影響社會勞動力的品質, 也是政府教育政策成本效益

*作者分別爲國立政治大學經濟學系教授 (通訊作者) 與博士後研究員。感謝三位匿名評審提供的寶貴意見和建議及國科會專題研究計劃 (NSC96-2415-H-004-002-MY2) 的經費補助。惟文中若有疏漏之處, 概由作者負責。

期刊資料庫

分析的重要依據, 因此教育報酬率的高低對個人和社會的人力資本投資決策影響至爲深遠。

以往國內外對工資函數的估計與教育報酬率的研究中, 大多採用年度橫斷面 (cross section) 資料並以傳統的最小平方 (OLS) 法估計之。然而根據最小平方法模型的基本假設與定義, 傳統 OLS 估計法所估計的乃是被解釋變數 (工資) 的條件平均數, 其估計結果所得之參數代表的是「平均」的解釋變數 (如教育、經驗年數等) 對被解釋變數 (工資) 的影響, 並無法解釋工資之條件分配 (conditional distribution) 中可能出現因個人非可觀測特質的異質性 (heterogeneity) 所造成之教育報酬率差異。除此之外, 若以台灣地區之年度橫斷面資料來估計教育的邊際報酬率, 更強烈地假設此橫斷面資料的樣本均具有相同的年齡所得面相 (age-earning profile), 如此不但忽略特定環境下的年群效果, 致使估計結果令人感到懷疑; 且於現今台灣地區所展現之經濟快速成長, 社會快速變遷的狀況下, 不同年群的個體亦將因教育體制的不同或產業結構的快速轉變而造成勞動需求的變動, 使其教育投資的邊際報酬率亦不盡相同, 故使用橫斷面資料的估計結果將易產生偏誤及不一致性。

本文一方面透過將時間序列的橫斷面資料 (time series of cross section data) 重新整理出依不同世代 (cohort) 區分的世代資料, 避免上述因採用橫斷面資料進行估計時所可能產生之估計結果的偏誤及不一致性問題。另一方面, 有別於傳統 OLS 模型僅能估計「平均」的教育邊際報酬率, 本文另以 Koenker and Bassett (1978) 所提出的分量迴歸 (quantile regression, QR) 模型, 依不同世代資料, 分析不同工資條件分配下的邊際教育報酬率, 藉此擴大教育分析的觀察維度 (dimension), 更加體現個人能力的異質性。另外, 在 OLS 與 QR 模型的估計過程中, 本文亦同時考慮「樣本之選擇性」與「受教育年數之內生性」所可能產生的偏誤, 採用 Heckman 的兩階段模型來校正樣本選擇性的問題, 並應用工具變數法來避免因變數之內生性所產生的估計偏誤。經由比較 QR 模型與傳統 OLS 模型的估計結果, 除了能夠提供更完整的人力資本投資內涵, 亦可得出更具經濟意義的新發現和解釋。

本文共分成六節, 第1節爲前言, 主要闡述研究動機與目的。第2節爲

臺灣大學學術期刊資料庫

文獻回顧。第3節理論模型, 說明 QR 模型的理論依據。第4節資料分析, 說明世代的區分方式與資料的基本統計量。第5節爲估計結果, 分析台灣地區世代資料的實證結果。第6節爲結論。

2 文獻回顧

在過去研究勞動經濟學的文獻中, 許多國內外學者皆相當重視對於工資函數的描述, 經由這些文獻對工資函數的分析我們可以觀察勞工的教育或經驗如何影響工資水準, 從而掌握工資變異的成因以做爲教育與人力政策的依據。以往國外的文獻中對教育報酬率與工資函數的估計已有長久且完整的發展, 如 Willis (1986) 整合早期有關之文獻的回顧, 而 Card (1999) 也提供了相當完整的文獻比較及說明。而以國內資料爲對象探討教育報酬率的研究文獻中, 較具代表性的研究如 Psacharopoulos (1985)、Gindling et al. (1995)、Chuang and Chao (2001)、符碧眞 (1996) 與吳慧瑛 (2003) 等。雖然因國內外實證研究的資料來源不同而造成估計的結果有些許差異, 但在選擇以傳統最小平方法估計 Mincer 人力資本模型 (Mincer, 1974) 時, 大致上皆可得到教育的報酬率爲正且隨教育程度的提升而增加, 與經驗報酬率爲正且經驗平方的報酬率爲負之結論。

然而, 在工資函數描述與個人教育報酬率估計的國內外實證文獻中, 現有的研究大多是建立在以傳統 OLS 模型爲基礎的估計方法上。然衆所周知, 傳統的 OLS 模型所估計的係數所代表乃是「平均」概念的教育報酬率, 亦即係數所代表爲每多受一年的教育對平均薪資的影響效果, 無法呈現工資的條件分配中可能出現的教育報酬率異質性。事實上, 傳統 OLS 模型雖然可以估計教育投資報酬率的平均概念, 但卻無法對於工資分配與教育或經驗報酬率之間的關係給予完整地描述。因爲受限於傳統 OLS 的計量方法, 自1990年代開始, 許多國內外學者開始採用 Koenker and Bassett (1978) 的 QR 模型來估計工資函數 (如 Buchinsky (1998)、Machado and Mata (2005) Hartog et al. (2001) 及陳建良・管中閔 (2006) 等)。有別於傳統 OLS 模型的估計方法, QR 模型延伸解釋被解釋變數 (工資) 之條件分配中各不同分量的行爲, 且 QR 模型的估計係數則進一步描述解釋變數 (如教育年數與經驗年數) 對不同被解釋變數分量的影響程度。因此以 QR

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

模型估計工資函數, 將得以呈現教育或經驗的報酬率在不同工資水準下的異質性。

隨著 QR 在實證經濟學上的應用逐漸受到重視, 文獻上採用 QR 模型進行的研究亦廣泛擴展許多與人力資本相關的主題, 以 QR 模型針對人力資本投資報酬率的研究中, Mwabu and Schultz (1996) 研究發現南非的教育投資報酬率隨著人種與所得高低分配而不同, 並以此推論放寬黑人接受高等教育的機會對工資結構的可能影響; Eide and Showalter (1998) 研究美國學校品質與學生表現亦發現公立學校的品質高低對學生的表現有不同程度的效果; 而 Hartog et al. (2001) 則比較葡萄牙在1980年代與1990年代初期教育報酬率的變化趨勢, 結果顯示教育對不同工資的勞工有不同影響, 並可由此推論在1980年代期間, 葡萄牙工資差距的擴大, 教育實扮演重要的影響因素。這些針對工資分配區間的教育報酬率研究, 都是有別於傳統 OLS 模型所能觀察到的新面向。

除了以 QR 模型來估計工資函數及教育報酬率, 得以完整描述教育與工作經驗對工資不同分量下的影響效果之外, 以往國內外實證研究文獻於估計教育報酬率時所採取的資料, 多利用單一年度之橫斷面資料來進行估計, 若研究長期教育報酬率的時間變化時, 則通常選擇以連續或不連續的多年期資料, 並依據所設定的模型對每一年的資料進行估計, 最後再進行跨年度的比較分析。然而這樣的做法並無法窺得所欲探討之經濟問題的全貌, 依據鄭保志 (2004a,b) 的觀點, 若以年度橫斷面資料進行分析時, 不同年度之橫斷面資料所估計的教育報酬率, 所代表的意義爲單一年度不同生命週期階段的勞動者之平均教育報酬率, 在進行跨年度比較分析時, 由於勞動市場之勞動者進出、人口結構與景氣波動等因素的影響, 其比較基礎會有所變動, 而使估計結果受到質疑。

事實上, 若以年度橫斷面資料估計教育投資的報酬率時, 其背後隱含此橫斷面的樣本均具有相同的年齡所得面相的強烈假設, 因此估計係數並無法完整表現出人力資本投資上所可能發生之「質」的變化,[1] 亦忽略年群差

[1]舉例來說, 在單一年度橫斷面資料中, 於1930世代出生與1940世代出生之同樣擁有大學學歷的勞動者, 兩者所面對的大學教育在品質上必有所差異 (如所使用的教科書, 教學硬體及軟體的更新等), 但以年度橫斷面資料進行教育報酬率的係數估計時, 卻將兩者所接受之大學教育視爲相同。

期刊資料庫

異所可能產生的效果, 將無法有效的掌握所欲衡量之教育報酬的概念。國內外文獻中對人力資本投資與年群因素的研究, 主要集中在探討工資不均度的影響因素 (如 Juhn et al. (1993)、Jappelli (1999)、Card and Lemieux (2001) 及鄭保志 (2004a,b) 等), 較少見諸於探討教育報酬率的文獻中。本文將採取類似張宏基・朱敬一 (1996)、吳慧瑛 (1996) 與黃台心 (2000) 等對年群區分的觀點, 將同一世代年群出生的樣本視爲一代表性個人, 而此世代的時間序列即爲代表性個人的工作生命週期 (life cycle)。依據此觀點, 本文選擇以1978–2004年行政院「人力運用調查」資料, 將之區分爲不同世代年群 (1920年代出生至1970年代出生者), 並以 QR 模型估計不同世代的教育報酬率。[2]

然而, 在進行教育報酬率的估計過程中, 最常爲學者所關注的就是樣本選擇性與變數內生性的問題, 因爲只有參與勞動市場者才能觀察到工資, 而勞動的參與是一種自我選擇的過程, 若忽略勞動供給的選擇性, 而僅選取有工資的樣本進行估計, 可能造成因樣本選擇性而產生估計誤差, 解決方法本文採 Heckman (1979) 之兩階段模型修正樣本之選擇性偏誤。

另外, 對個人而言, 教育投資並非外生而是一個決策過程, 不僅受個人能力亦受家庭環境與家庭背景因素所影響, 故教育變數可能爲內生變數, 而非傳統模型所假設之外生變數, 若忽略了教育變數存在的內生性問題, 將造成估計所得之教育報酬率可能存在所謂內生性偏誤 (endogeneity bias)。其解決方法本文採一般文獻建議使用之工具變數法處理內生性問題。故本文爲同時考慮樣本選擇性與變數內生性的問題, 另採用 Heckman 兩階段校正模型與工具變數法, 以期對教育報酬率的估計得到一致性與不偏的結果。

3 理論背景與實證模型

考慮一個對數工資函數表示爲

$$\ln W_i = X_i\beta + \varepsilon_i, \quad i = 1, 2, \cdots, n, \tag{1}$$

[2]年群可以單年、5年或10年分類, 爲考量有效樣本數, 本文採10年分類, 惟經比較其估計結果發現與單年或5年分類所得之結果頗爲相近。

臺灣大學學術期刊資料庫

其中 $\ln W_i$ 爲樣本 i 之平均時薪的自然對數值, X_i 爲解釋變數向量 (如教育年數、現職前經驗、在職年資等), ε_i 爲殘差項。傳統 OLS 模型是以解釋變數 X 的線性模型求取殘差項平方和的最小值, 說明教育年數與工作經驗如何影響實質工資 $\ln W_i$ 的平均期望值的行爲, 若最小平方估計值爲 $\hat{\beta}$, 則估計的模型 $X_i\hat{\beta}$ 爲 $\ln W_i$ 之條件逼近, 即 OLS 模型的最適解就是被解釋變數的平均值。但是, 如果被解釋變數的累積機率分配不是常態的, 亦即此隨機變數的分配型態偏向尾端或是有極端值存在時, 則 OLS 估計式對這些在尾端的樣本資料行爲的估計將會產生誤差。

針對 OLS 模型的限制, Koenker and Bassett (1978) 首先提出 QR 模型。[3] 相對於傳統 OLS 模型乃以被解釋變數的平均值爲基準的估計, QR 模型則可以任意選擇被解釋變數的分配區間上任何一個特定位置爲基準進行估計, 進而描繪出被解釋變數的條件機率分配如何受到解釋變數分配變化的影響。考慮被解釋變數分量所在位置的區位模型, 在分量迴歸的架構下, (1) 式可表示爲

$$\ln W_i = X_i\beta_\theta + \varepsilon_{i\theta}, \quad i = 1, 2, \cdots, n, \tag{2}$$

其中 β_θ 爲參數向量, $\varepsilon_{i\theta}$ 爲對應的殘差項, $0 < \theta < 1$ 代表特定的機率值。若 $\hat{\beta}_\theta$ 爲 QR 係數估計式, 則 $X_i\hat{\beta}_\theta$ 爲 $\ln W_i$ 的第 θ 個條件分量 (conditional quantile) 的逼近。

相較於 OLS 以被解釋變數的平均值爲估計基準, 在研究變數彼此關係時, 只能觀測變數與變數之間交互影響的平均趨勢, 而忽略了變數在其他分配位置的行爲, 可能無法完整描述變數間的關係, 這個問題尤其在變異數不齊一 (heterogeneous variance) 的情況下更爲明顯。Koenker and Hallock (2001) 與 Koenker (2005) 認爲如果變異數的異質性與應變數的分配之間呈某種特殊關係, 則自變數影響應變數的邊際效果在整個分配區間將不是固定常數, 此時以平均趨勢來刻畫整個分配的行爲也就不完整。[4]

傳統 OLS 模型的估計係數 $\hat{\beta}$ 與 QR 模型的估計係數 $\hat{\beta}_\theta$ 代表工資函數中特性變數在兩種估計方法下的報酬率, 其中 $\hat{\beta}$ 是特性變數對工資「平

[3]有關分量迴歸模型的詳細說明亦可參閱 Buchinsky (1994, 1998)、Garcia et al. (2001)、Machado and Mata (2005) 等。

[4]有關分量迴歸模型的詳細說明及估計求解方法可參閱陳建良・管中閔 (2006)。

臺灣大學學術期刊資料庫

均」而言的影響, 而 $\hat{\beta}_\theta$ 則可能隨工資分量的變化而改變。當工資的條件分配爲異質時, QR 所估計的報酬率通常和最小平方法所估計者不同, 尤其在左右兩尾下的報酬率更可能出現相當大的差異。由於 QR 的估計係數會隨 θ 改變而有所不同, 我們可據此觀察在不同工資下之教育報酬率進而推究其個別報酬率的異質性。除此之外, 我們亦可進一步觀測人力資本投資與能力之間是否存在強化 (strengthened) 或彌補 (supplementary) 關係, 以正確描繪出教育投資在不同世代年群所產生的效果。這些都是傳統以 OLS 法估計的工資模型所無法提供的觀察面向。

4 資料分析

本文採用1978年至2004年的行政院主計處「人力運用調查」原始資料, 因爲人力運用調查的資料是針對15歲以上, 不包括武裝勞動力與監管人口, 自由從事經濟活動之民間人口, 並登錄其個人的年齡、性別、教育程度、從業身分, 行職業等人口、家庭、社會與經濟背景資料, 所以在選擇資料方面, 我們參考國內外文獻的做法, 選擇公私部門受雇人員, 排除失業者 (每週工時不足15小時者)、雇主、自營作業者及無酬家屬工作者的樣本。

另外, 本文將同一段年分出生的人視爲同一個世代。舉例來說若出生年份爲1920年至1929年, 則將之表示爲1920世代出生的人, 以1920s 標記之。因此1920世代出生的人, 於1978年度的橫斷面資料上爲48歲至57歲者, 於1979年度的橫斷面資料爲49歲至58歲者, · · · , 2004年度爲74歲至83歲者。以此類推, 我們可將1978年度至2004年度的所有橫斷面資料區分爲1920s 至1970s 六個不同的世代,[5] 若我們將每一個世代的樣本點, 視爲代表性的個人,[6] 則每一世代樣本點的時間序列, 將可視爲此代表性個人在勞動市場上所觀測到的生命週期資料。例如, 1920s 的樣本點爲1920世代出生的代表性個人48歲至65歲之生命週期資料, 而1930s、1940s、

[5]1920s之前與1970s 之後的資料, 由於資料的樣本數太少, 迴歸估計的結果均不顯著, 在實證上並不具太大意義, 故將之省略。

[6]國內外的文獻上對年群問題的處理上, Deaton and Paxon (1994) 與鄭保志 (2004a) 將同一年群的每一個樣本點, 視爲同一群人, 而張宏基・朱敬一 (1996)、吳慧瑛 (1996) 與黃台心 (2000) 則進一步將之視爲一個代表性個人。

期刊資料庫

1950s、1960s 與 1970s 分別以相同的方式推估之。表 1 爲區分不同世代及不同性別後, 變數的基本統計資料。

由表 1 的結果發現, 平均實質月薪以 1950 世代出生者最高爲 28,823 元, 而以 1920 世代出生者最低僅 17,234 元, 其中男性樣本的實質月薪均高於女性樣本。在教育年數方面, 愈年輕的世代, 其教育年數愈大, 1920 世代出生的樣本, 其教育年數僅 6.29 年, 而 1970 世代出生的樣本, 其教育年數則爲 12.2 年; 除此之外, 愈年輕的世代, 受高等教育 (專科與大學以上者) 的比例也相對愈高, 例如 1920 世代出生的樣本, 受高等教育者僅占 9.3%, 而 1970 世代出生的樣本, 受高等教育的比例則超過 30%。且男性樣本的教育年數與受高等教育的比例亦高於女性樣本。至於個人的經驗年數, 則與樣本進入職場的長短相關,[7] 故較年長世代樣本的經驗年數將高於較年輕世代的樣本, 1920 世代出生的樣本, 其平均經驗年數爲 42.89 年 (其中現職前經驗年數與在職年資年數分別爲 24.4 年與 18.49 年), 而 1970 世代出生的樣本, 其平均經驗年數僅 5.4 年 (其中現職前經驗年數與在職年資年數分別爲 2.85 年與 2.55 年)。除此之外, 由各世代的男女樣本數亦可看出, 在較年長的世代中, 勞動市場的組成以男性占主要比例, 而在較年輕的世代中, 男女在勞動市場所占的比例幾無差異。

5 估計結果

5.1 勞動參與的選擇

在工資函數的估計中, Heckman (1979) 認爲勞動參與率的「樣本選擇性」(sample selection) 是一個重要的問題。因爲只有參與勞動市場者才能觀測到其工資, 當估計工資函數時, 如果忽略勞動供給的「選擇性」, 直接選擇有工資的樣本來估計, 可能會帶來人力資本變數的報酬率估計偏誤。因此, 針對樣本選擇性的問題, 標準 Heckman 兩階段選擇模型, 第一階段先估計

[7]本文的工作經驗所指爲潛在工作經驗, 乃由下列方式推算而出: 就女性而言, 工作經驗 = 年齡 − 教育年數 −6; 就男性而言, 工作經驗 = 年齡 − 教育年數 −8, 這是因爲絕大多數的男性至少必須服役 2 年, 而工作經驗包括在職年資與現職前經驗, 其中在職年資可直接由原始資料中取得, 而現職前經驗 = 工作經驗 − 在職年資。由於以往女性的教育年數相對較低, 依照上述方式所推算的女性潛在工作經驗將高於男性。

期刊資料庫

表 1: 變數基本資料分析

	全體樣本					
	1920s	1930s	1940s	1950s	1960s	1970s
實質月薪	17, 233.59	21, 744.00	27, 529.28	28, 823.14	27, 054.85	26, 790.78
	(14, 713.77)	(21, 588.49)	(26, 576.14)	(23, 773.17)	(20, 534.37)	(12, 567.29)
教育年數	6.29	6.39	7.97	9.96	11.15	12.20
	(4.67)	(4.05)	(4.08)	(3.58)	(2.79)	(2.34)
潛在工作經驗年數	42.89	37.56	28.95	18.30	10.30	5.40
	(8.20)	(8.89)	(9.74)	(9.20)	(6.88)	(3.87)
現職前經驗年數	24.40	21.17	17.45	11.27	6.15	2.85
	(14.18)	(12.68)	(10.61)	(8.37)	(5.69)	(3.14)
在職年資年數	18.49	16.39	11.49	7.03	4.15	2.55
	(13.86)	(12.09)	(9.25)	(6.34)	(4.07)	(2.30)
教育層級比例						
不識字與自修	0.2540	0.1810	0.0826	0.0108	0.0007	0
國小	0.4376	0.5631	0.5112	0.3240	0.0917	0.0159
國中	0.1104	0.0920	0.1236	0.1825	0.3067	0.2047
高中	0.0646	0.0423	0.0614	0.0925	0.0940	0.0964
高職	0.0401	0.0522	0.0969	0.1968	0.2960	0.3676
專科	0.0387	0.0337	0.0545	0.1050	0.1251	0.1955
大學	0.0547	0.0357	0.0697	0.0885	0.0858	0.1200
樣本數	31,634	78,677	118,234	213,946	202,499	88,541
	男性樣本					
實質月薪	18, 021.48	23, 379.69	30, 555.40	32, 422.21	31, 709.92	29, 565.72
	(14, 950.98)	(22, 108.63)	(29, 136.39)	(25, 869.85)	(23, 194.08)	(13, 438.27)
教育年數	6.73	6.82	8.40	10.12	11.20	11.94
	(4.52)	(3.91)	(3.85)	(3.45)	(2.71)	(2.39)
潛在工作經驗年數	42.69	37.38	28.50	17.89	10.63	5.41
	(6.84)	(7.71)	(8.93)	(8.62)	(6.55)	(3.81)
現職前經驗年數	23.70	19.96	16.22	10.46	6.15	2.82
	(13.71)	(12.01)	(9.74)	(7.55)	(5.29)	(3.05)
在職年資年數	18.98	17.42	12.27	7.42	4.47	2.59
	(13.91)	(12.12)	(9.38)	(6.47)	(4.27)	(2.36)
教育層級比例						
不識字與自修	0.2038	0.1338	0.0438	0.0036	0.0002	0
國小	0.4633	0.5870	0.5168	0.3039	0.0671	0.0156
國中	0.1213	0.0981	0.1354	0.2029	0.3475	0.2582
高中	0.0682	0.0458	0.0677	0.1014	0.0952	0.0988
高職	0.0440	0.0602	0.1056	0.1912	0.2772	0.3498
專科	0.0402	0.0337	0.0529	0.1086	0.1286	0.1737
大學	0.0592	0.0415	0.0779	0.0885	0.0842	0.1039
樣本數	27,546	63,242	86,828	145,121	117,228	45,550

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	全體樣本					
	1920s	1930s	1940s	1950s	1960s	1970s
	女性樣本					
實質月薪	11, 924.61	15, 042.04	19, 162.98	21, 234.34	20, 655.18	23, 850.67
	(11, 693.82)	(17, 806.77)	(14, 718.69)	(16, 149.23)	(13, 821.17)	(10, 823.05)
教育年數	3.35	4.63	6.78	9.63	11.10	12.47
	(4.56)	(4.16)	(4.46)	(3.81)	(2.88)	(2.25)
潛在工作經驗年數	44.31	38.29	30.19	19.17	9.86	5.40
	(14.23)	(12.62)	(11.59)	(10.28)	(7.27)	(3.94)
現職前經驗年數	29.14	26.11	20.86	12.97	6.15	2.88
	(16.20)	(14.09)	(12.06)	(9.65)	(6.21)	(3.24)
在職年資年數	15.18	12.18	9.33	6.20	3.71	2.52
	(13.01)	(10.99)	(8.50)	(5.96)	(3.75)	(2.24)
教育層級比例						
不識字與自修	0.5922	0.3743	0.1900	0.0260	0.0013	0
國小	0.2649	0.4654	0.4956	0.3664	0.1254	0.0161
國中	0.0364	0.0674	0.0912	0.1394	0.2506	0.1480
高中	0.0401	0.0280	0.0441	0.0736	0.0923	0.0938
高職	0.0139	0.0193	0.0731	0.2087	0.3220	0.3865
專科	0.0284	0.0338	0.0587	0.0975	0.1204	0.2185
大學	0.0240	0.0119	0.0472	0.0884	0.0880	0.1370
樣本數	4,088	15,435	31,406	68,825	85,271	42,991

資料來源: 行政院主計處「人力運用調查」1978–2004 年原始資料。括號內數字爲標準差。

勞動參與機率, 經由選擇的機率計算其 inverse Mill's ratio, 再加入第二階段工資函數的 OLS 或 QR 的估計模型中, 第一階段的勞動參與機率的估計式爲

$$z_i^* = w_i\gamma + u_i, \tag{3}$$

且

$$z_i = \begin{cases} 1, & \text{if} \quad z_i^* > 0, \\ 0, & \text{if} \quad z_i^* \leq 0, \end{cases} \tag{4}$$

其中 w_i 爲影響選擇工作與否的個人或家庭背景因素, 個人因素包括性別 (男性爲1, 女性爲 0)、年齡與教育年數, 而家庭因素則包括有無子女 (有子女爲 1, 沒有子女爲 0)、[8] 居住地爲城市或鄉村 (城市爲1, 鄉村爲 0) 等,[9] 則

[8]由於「人力運用調查」對子女的問項僅限於有偶婦女, 因此本文將「人力運用調查」原始資料還原爲家計單位, 並以此判斷男性是否有子女。

[9]城市與鄉村的區分乃根據經濟建設委員會都市及住宅發展處所發表之「都市及區域發展統計彙編」的分類標準, 並按照內政部戶政司發佈的資料區分之。

臺灣大學學術期刊資料庫

(2) 式 Mincer 工資方程式將改寫爲

$$\ln W_i = \begin{cases} x_i\beta + \varepsilon_i, & \text{if} \quad z_i^* > 0, \\ \text{unobserved}, & \text{if} \quad z_i^* \leq 0。 \end{cases} \tag{5}$$

因此, (5) 式的條件期望值可表示爲

$$\begin{aligned} E\left(\ln W_i \middle| W_i \text{ is observed}\right) &= E\left(\ln W_i \middle| z_i^* > 0\right) \\ &= E\left(x_i\beta + \varepsilon_i \middle| w_i\gamma + u_i > 0\right) \\ &= x_i\beta + E\left(\varepsilon_i \middle| w_i\gamma + u_i > 0\right) \\ &= x_i\beta + \beta_\lambda\lambda_i, \end{aligned} \tag{6}$$

其中 λ_i 即爲 inverse Mill's ratio。另依據 Buchinsky (1998) 的建議, 本文在考慮勞動參與選擇性的校正之後, 在 QR 模型中同時加入一階和二階的 inverse Mill's ratio。[10]

除此之外, 在以全體樣本估計教育報酬率時, 因考慮到也會受到選擇工作與否的影響, 故就全體樣本也進行第一階段選擇工作與否的估計,[11] 但因考量男、女有別, 故加入性別與婚姻的交乘項以及性別與子女的交乘項, 來控制男女在已、未婚以及男女在有、無子女的情況下對勞動參與的可能不同影響。

第一階段6個不同世代之勞動參與估計結果如表2所示。由表2結果可以發現教育年數在年長世代對勞動參與有正向效果, 但在年輕世代 (1960與1970世代) 則呈現負向效果, 推測可能原因是在年輕世代中, 由於高等教育普及, 有許多人尚在就學階段 (如研究所與博士班), 使教育年數對勞動參與呈現負向效果, 特別在愈年輕的世代, 如1970世代, 教育年數的負向效果更高於1960世代; 而年齡對勞動參與的影響, 年長世代爲負, 而年輕世代爲正, 這是因爲年長世代樣本年齡相對較大, 因此隨著年紀愈大, 該

[10]若同時加入一階與二階之 inverse Mill's ratio, 則二階之 inverse Mill's ratio 的估計結果並不顯著, 因此本文在 QR 模型之處理上與 OLS 模型一致, 僅加入一階之 inverse Mill's ratio。

[11]一般在兩階段選擇模型上通常是男性與女性樣本分別估計, 在本文後段以 OLS 及 QR 進行估計時, 亦均將男性與女性樣本分別以選擇模型進行校正估計。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 選擇工作與否 –Probit 模型

	1920s	1930s	1940s	1950s	1960s	1970s
教育年數	0.0128***	0.0169***	0.0290***	0.0313***	−0.0523***	−0.1316***
	(0.0013)	(0.0010)	(0.0009)	(0.0008)	(0.0009)	(0.0015)
年齡	−0.1039***	−0.0718***	−0.0393***	0.0100***	0.0747***	0.1955***
	(0.0014)	(0.0006)	(0.0004)	(0.0004)	(0.0005)	(0.0009)
子女	−0.4346***	−0.3827***	−0.3764***	−0.3053***	−0.2457***	−0.1224***
	(0.0201)	(0.0120)	(0.0099)	(0.0085)	(0.0123)	(0.0224)
城鄉	−0.2179***	−0.2361***	−0.0982***	0.2439***	0.5654***	0.6551***
	(0.0122)	(0.0085)	(0.0081)	(0.0067)	(0.0061)	(0.0087)
性別	0.4260***	0.4975***	0.2975***	0.0330***	−0.1161***	−0.1846***
	(0.0914)	(0.0635)	(0.0377)	(0.0124)	(0.0065)	(0.0075)
婚姻	−0.4597***	−0.3937***	−0.3826***	−0.6786***	−0.6502***	−0.6105***
	(0.0906)	(0.0597)	(0.0323)	(0.0129)	(0.0127)	(0.0212)
性別 × 婚姻	1.0142***	1.0245***	1.1365***	1.5185***	1.3920***	1.1266***
	(0.0930)	(0.0644)	(0.0392)	(0.0157)	(0.0156)	(0.0284)
性別 × 子女	0.5505***	0.3393***	0.4017***	0.5799***	0.5661***	0.4194***
	(0.0335)	(0.0217)	(0.0294)	(0.0312)	(0.0289)	(0.0217)
截距項	5.7826***	3.7794***	1.9633***	−0.0946***	−1.2028***	−3.0220***
	(0.1228)	(0.0682)	(0.0379)	(0.0170)	(0.0141)	(0.0223)
Pseudo R^2	0.2962	0.3346	0.3039	0.2635	0.2137	0.2873
樣本數	68,438	144,558	184,728	304,577	319,976	181,998

註: 子女、城鄉、性別及婚姻爲虛擬變數, 有子女爲1, 沒有爲0; 城市爲 1, 鄉村爲 0; 男性爲 1, 女性爲 0; 已婚爲 1, 未婚爲 0。
城市與鄉村的區分乃根據經濟建設委員會都市及住宅發展處所發表之「都市及區域發展統計彙編」的分類標準, 並按照內政部戶政司發佈的資料區分之。括號內數字爲標準差。

世代勞動者愈有可能因爲屆齡退休而退出職場, 反之在年輕世代中由於樣本年齡相對較小, 因此隨著年齡的增加, 該世代勞動者對進入職場的壓力也愈大。

在子女方面, 男性或女性有無子女對勞動者進入職場的影響有所不同, 以1920世代爲例, 女性無子女爲基準, 有子女的女性估計參數爲 −0.4346, 顯示有子女的女性勞動者, 通常會爲了照顧子女而選擇退出職場, 但有子女的男性勞動者其估計參數爲0.5419 (= 0.5505 − 0.4346 + 0.4260), 表示有子女的男性, 會因爲有子女而必須積極進入職場工作以負擔子女的教養費用。[12]

[12]有關子女變數定義因有子女、有未成年子女, 和有年幼子女, 對於男性和女性的勞動參與的效果, 可能都有不同的效果, 我們另依此不同子女變數定義估計, 惟其結果並不影響

臺灣大學學術期刊資料庫

另外, 若居住地爲城市, 在年長的世代中 (1920、1930與1940世代) 對勞動參與的影響呈現負向效果, 且此負向效果隨世代呈遞減現象; 而在年輕世代中 (1950、1960與1970世代), 對勞動參與的影響則呈現正向效果, 且此正向效果隨世代年輕化有遞增的現象。可能的原因是較早期世代中居住在城市的人, 通常經濟狀況較鄉村優渥, 對就業與否的壓力相對較小, 而居住在鄉村的人, 可能因爲家庭生計或經濟壓力而必須進入職場以貼補家用。而較年輕的世代, 由於城鄉差異擴大, 都市的工作機會遠高於鄉村的工作機會, 因此居住城市對勞動參與的影響轉變爲正向效果, 且效果隨世代而遞增。

在性別與婚姻方面, 由表2第1欄的1920世代出生之勞動者爲例, 若以未婚女性爲基準, 未婚男性的估計參數爲0.4260, 顯示同樣在未婚的狀態下, 1920世代之男性相對女性有就業的壓力, 對勞動參與有正向影響; 已婚女性估計參數爲 −0.4346, 顯示同樣爲女性勞動者, 已婚婦女通常會選擇退出職場成爲家庭主婦, 因此對勞動參與呈負向影響; 而已婚男性之估計參數爲1.0926 (= 1.1012 + 0.4260 − 0.4346), 顯示較年長的世代受傳統「男主外、女主內」的觀念所影響, 已婚男性必須負擔家庭生計, 對就業的壓力更甚於未婚男性, 因此必須積極進入職場, 對勞動參與的正向影響較未婚男性爲高。

除此之外, 值得注意的是, 由表2發現相對於未婚女性而言, 年長世代未婚男性對勞動參與的影響爲正, 但年輕世代 (1960及1970世代) 之未婚男性對勞動參與的影響則爲負, 可能的原因是由於國內教育普及與經濟因素的改變, 使就業市場已漸泯除性別限制,[13] 年輕世代女性在職場的表現與貢獻, 再加上兩性平權意識的抬頭, 亦促使性別歧視的偏見逐步消失,[14]

第二階段的估計結果, 因此非本文主題且限於篇幅有興趣讀者可另行向作者索取。感謝一位匿名評審對不同子女變數定義的寶貴意見。

[13]由行政院主計處之「人力運用調查」原始資料發現, 台灣地區年輕世代未婚男、女之勞動參與率, 1960年代分別爲59.1%及59.3%, 而1970年代則分別爲44.8%與45.6%顯示年輕世代未婚女性的勞動參與率均高於未婚男性。

[14]根據行政院主計處公布資料顯示, 台灣地區從事白領工作的女性, 自2004年起已經超過男性, 告別了過去女性主要擔任藍領工作的生產程序工和人事服務的時代, 而取得在職場上與男性平等競爭的地位。女性白領階級的人數近年來持續攀升, 2006年已達218萬人, 占全部白領階級就業人數的50.5%, 已高於男性。

期刊資料庫

愈年輕世代的未婚女性, 對進入職場就業以養活自己的情況甚至高於未婚男性。

5.2 傳統 OLS 模型基準估計

教育的規模與結構乃爲影響勞動力市場供給的重要因素, 因爲按所受之不同教育程度能養成不同的勞動技能和不同的勞動生產力, 從而提供不同技術層級的勞動供給。而不同世代的勞動力, 更由於所面對之不同的勞動市場需求, 因而影響不同世代的教育報酬。

爲避免選擇性估計偏誤, 我們將前述 probit 模型計算出來的 inverse Mill's ratio 代入後續的 OLS 與 QR 模型迴歸分析中, 圖 1 爲經選擇性調整後以傳統 OLS 估計法對不同世代 (1920s至1970s) 的資料所估計的教育報酬率, 由圖 1 我們可以發現不同世代 (由年長至年輕世代) 的教育報酬率乃呈現先上升而後下降的趨勢, 即相對上較年長世代的人其教育報酬率較年輕世代的人爲低, 其中以 1920 世代出生之樣本教育報酬率最低爲 8.12%, 而以1960 世代出生之樣本報酬率最高爲 10.76%, 但1970 世代出生的勞動者, 其教育報酬率反而呈現下降的趨勢。這個結果可由勞動供需兩方面來看, 在勞動需求面上, 隨著經濟發展與產業結構的轉變, 勞動需求由早期的勞力密集型的產業所需要的低技術勞工偏向資本和技術密集型生產所需的之高技術勞工,[15] 對具有中、高教育水準的年輕世代的勞動需求較高; 而在勞動供給面上, 年輕世代之高技術勞工供給雖然也較年長世代爲高。但當勞動需求增加高於勞動供給增加, 將使年輕世代的報酬率相對較年長世代爲高。[16] 至於 1960 世代之後的勞動力, 由於這些年輕世代的勞動者 (特別是 1970 世代), 因教育的普及和高等教育的擴充, 其所接受之教育規模和教育水準均提高, 將使受較高等教育程度的勞動供給相對較爲充足, 因

[15]根據主計處公布之各年度就業者人數的的資料顯示, 受雇用的勞工者教育程度的百分比, 1978 年低、中、高教育程度者分別占 77.79%、16.71% 與 8.51%, 至 2000 年時, 該比例分別轉變爲 37.09%、35.56% 與 27.35%, 顯示我國產業結構對低技術勞工需求在持續下降, 而中、高技術勞工需求則持續上升。

[16]根據主計處「人力運用調查資料」, 1960 世代之高技術勞工其雇用量由 1990 年的 48.6 萬人的提高至 2000 年的 87 萬人, 而實質薪資則由 1990 年的 27,983.82 元增加至 2000 年的 46,907.09 元, 1960 世代者的勞動雇用量與薪資均同時上漲, 表示在勞動需求與勞動供給同時增加時, 勞動需求增加幅度大於勞動供給的增加。

臺灣博碩士論文 期刊資料庫

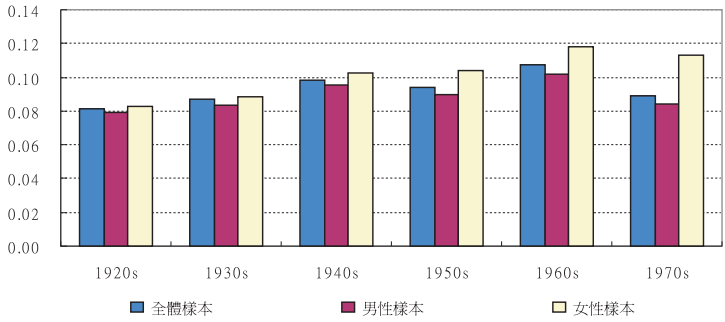


圖 1: 不同年群下教育報酬率

此, 雖然是較年輕的世代, 但所表現出的教育報酬率卻呈現微幅減少的狀況。

若區分不同性別, 如圖 1 所示, 不同世代的男女教育報酬率亦呈相同的世代年群趨勢形態, 惟女性的教育報酬率均高於男性的教育報酬率。這樣的結果也與一般國內外的文獻的結果相同。[17] 其可能的原因可由勞動市場的供需來看: 在勞動供給方面, 傳統台灣家庭普遍存在「重男輕女」且家中的女兒易受到家庭財務信用限制而放棄入學,[18] 造成女性的教育成就偏低, 因此勞動市場上女性高教育程度者之勞動供給遠小於低教育程度者; 在勞動需求方面, 因爲女性可能因結婚或養育小孩而退出勞動市場, 造成技能的養成不易, 市場對女性勞動需求較低, 尤其是低技能女性勞工, 致使低技能之女性勞工薪資偏低。[19] 若果將造成高、低技能女性勞工之薪資差異擴大, 故相對提高女性的教育報酬率。惟此一推論仍需要進一步實證檢測。

[17] 以往的研究如符碧眞 (1996)、吳慧瑛 (2003) 及 Trostel et al. (2002) 等, 均發現女性的教育報酬率均高於男性。

[18] Parish and Willis (1993) 使用1989年內政部之「台灣地區婦女生活狀況調查」的資料, 探討家庭中出生排序、兄弟姊妹、性別、組成人數等因素對個人教育成就的影響, 他們發現由於家庭預算限制, 較早出生的女兒, 常必須犧牲自己的婚姻與受教育機會, 提早工作或晚結婚, 以幫助家中負擔, 將家中資源讓弟妹使用, 因此個人的教育成就相對較低。其他如陳建良 (2002)、Chu et al. (2005a)、Chu et al. (2005b) 與莊奕琦・賴偉文 (2008) 等以「華人家庭動態調查資料庫」(PSFD) 的資料也得到與 Parish and Willis (1993) 相同的結果。

[19] 類似推論參見如 Mincer and Polachek (1974) and Polachek (1981)。

臺灣博碩士論文知識加值系統 期刊資料庫

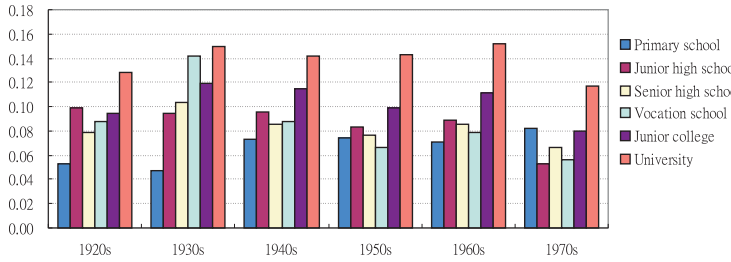


圖 2a: 不同教育層級下之教育報酬率 (全體樣本)

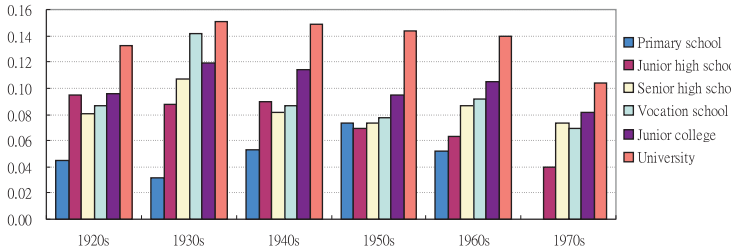


圖 2b: 不同教育層級下之教育報酬率 (男性樣本)

圖2表示在區分不同教育水準下, 不同世代下的教育報酬率,[20] 由圖 2a 的結果發現, 台灣地區的教育報酬率不論在那一個世代, 教育報酬率均呈現遞增的現象, 其中又以大學程度之教育報酬率最高, 而以國小教育程度之教育報酬率最低。這種遞增的教育報酬率可能來自需求面, 經濟發展產業結構轉變造成廠商對高技能勞工的需求明顯增加, 因而使學歷愈高的勞動者, 其教育報酬也愈高。

由圖 2a 的結果也可以發現, 在經濟發展的過程中, 台灣地區勞動市場對不同教育程度之勞動力的需求程度亦有所不同。舉例來說, 在1930世代出生的勞動者, 當其開始進入職場時正值台灣地區由農業轉型爲初級工業

[20]本文以傳統 OLS 模型估計不同世代下不同教育層級的教育報酬率, 乃以不識字與自修爲參考組 (reference group), 定義國小、國中、高中、高職、專科及大學以上 6 個虛擬變數, 並估計其薪資溢酬, 再由薪資溢酬計算教育報酬率, 如國小程度之教育報酬率 = 國小薪資溢酬/國小教育年數, 而國中程度之教育報酬率 = (國中薪資溢酬 − 國小薪資溢酬)/(國中教育年數 − 國小教育年數), 其他以此類推。

臺灣大學期刊資料庫

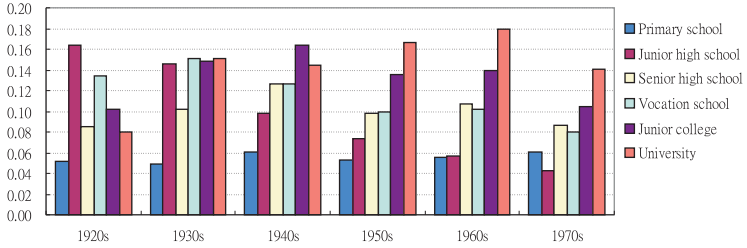


圖 2c: 不同教育層級下之教育報酬率 (女性樣本)

時, 根據主計處公布的資料顯示, 台灣地區自 1961 年至 1980 年止, 工業產值佔 GDP 的比例, 由 23.03% 增加至 39.16%, 而此時期正爲 1930 世代出生者進入職場之時, 快速工業化的初期對技職體系 (如高職與專科) 出身的勞動力需求自然較高。而由勞動供給面來看, 1930 世代出生者, 技職教育程度的比例僅占 6.01%, 而 1940 世代以後出生者爲技職體系出身的比例均在 14% 以上, 因而造成 1930 世代技職體系出身者之教育報酬率相對較高; 對 1960 世代出生的勞動者而言, 其進入職場時恰爲 1980 年代產業轉型爲高科技工業時期, 根據主計處公布資料顯示, 自 1990 年至 2004 年止, 高科技產業 (如電腦、電子零組件及精密、光學等製造業) 產值佔 GDP 的比例, 由 7.47% 增加至 12.42%, 而此時期對具大學教育程度之高技能勞動需求自然較高。而就勞動供給而言, 大學程度者所占比例, 1960 世代出生者僅 8.73%, 相較 1970 世代出生者之 13.28% 爲低。因此 1960 世代大學程度者的教育報酬率相對也較高。

值得注意的是, 由圖 2 的結果我們發現在年輕世代中國小教育程度的教育報酬率較年長世代國小教育程度的教育報酬率高, 尤其是 1970 世代出生的工作者, 其教育報酬率甚至高於中等教育程度之工作者的報酬率, 主要的原因可能由於年輕世代的工作者, 因基礎教育的普及, 使國小教育程度之勞動者的供給大幅減少,[21] 雖然因爲經濟發展使該教育程度勞動力

[21] 民國 57 年政府實行九年國民義務教育, 強制入學方案使國小畢業之教育程度的勞動力供給大幅減少, 而減少的部分轉變爲其他較高教育程度的勞動力的增加, 其中國小教育程度的勞動力供給減少的幅度, 由 1950 世代的 32.4% 下降至 1960 世代的 9.17%, 到 1970 世代時則僅占 1.59% (詳見本文表 1)。

期刊資料庫

的需求也減少, 但仍需要維持一定數量的低技能工作者, 供給減少的程度遠大於需求減少的程度, 因而使國小程度的教育報酬率高於其他教育程度的報酬率。

除此之外, 就教育分流的目的而言, 高中教育以預備升大學爲其目的, 而高職教育則以準備就業爲目的。因此, 由直覺上來看, 高職程度的勞動者在就業市場上應較高中程度勞動者有優勢, 其教育報酬率也應較高, 但由圖 2a 的結果來看, 卻發現雖然在較年長的世代中高職程度的報酬率的確高於高中的報酬率, 但年輕世代的教育報酬率, 卻沒有這樣的現象。這是因爲自 1970 至 1980 年間, 產業生產結構傾向技術密集產業爲主, 勞動市場對高技能勞工的需求持續增加, 不論就讀高中或高職, 學生在畢業後選擇繼續升學的比例皆明顯上揚, 特別是 1970 世代出生的工作者, 其大專程度以上工作者比例較 1960 世代提高 10%。表示學生雖分流爲高中、高職, 但莫不希望能繼續升學來提升自己的能力, 另一方面, 高中與高職畢業生繼續受教育的機會大增,[22] 高職程度者投入職場相較於高中程度者並無太大優勢,[23] 因而造成高職教育的教育報酬率並不見得比高中教育來得高。[24] 但就男性樣本而言, 1960 世代以前的各世代高職教育的報酬率仍然略高於高中教育的報酬率。

若區分不同性別下, 不同世代之不同教育程度之報酬率如圖 2b 與圖 2c 所示, 發現男性勞動者的教育報酬率的形態和全體勞動者的教育報酬率的形態大致相同, 而女性勞動者的教育報酬率形態則明顯有所差異, 尤其在大學教育程度方面, 由圖 2b 中可清楚看出, 男性大學畢業的教育報酬有隨

[22] 自 1980 年代開始, 政府亦強調技職教育養成, 故先後成立技術學院與科技大學, 自 1985 至 2004 年的 20 年間, 台灣地區大學校院數量增加 117 所 (成長 5.2 倍), 由原來的 28 所大學院校 (其中大學 16 所、學院 12 所)、專科 77 所, 成長爲 145 所大學院校 (其中大學 75 所、學院 70 所, 另有空大 2 所, 軍警校院 7 所未計算在內), 專科則因改制爲技術學院與科技大學之關係, 而僅剩 14 所。

[23] 另一可能原因爲大家競相以進大學爲優先, 故在聯考制度下, 或由入學志願和分發分數來看, 一般進入高中者其成績比進入高職者高, 顯示高中生能力普遍比高職生強, 在接受相同教育年數下, 高中生自然比高職生來得能力優秀, 故其教育報酬率也較高。

[24] 除此之外, 若由勞動供給面來看, 由本文表1可以發現, 高中程度者所占比例在 1950、1960 及 1970 世代均無變化, 但高職程度則呈遞增現象, 而勞動需求在年輕世代傾向高技能勞工, 反應對高中職的勞動需求降低, 亦會造成高職程度之教育報酬率降低, 甚至低於高中程度之教育報酬率。

期刊資料庫

世代而下降趨勢, 這是因爲較年輕的世代, 面對的市場愈開放, 對勞動需求雖然增加, 但另一方面由於教育普及與高等教育供給的不斷擴張, 也就是大學生的數目增加, 導致男性大學生的教育報酬隨世代而下降。

然而, 這種趨勢卻沒有反映在女性樣本上, 從圖 2c 來看, 女性的大學教育其報酬率並沒有隨世代而有下降趨勢, 這是因爲由勞動需求來看, 1920 世代至 1970 世代大學程度就業者中女性相對於男性的比例分別爲 0.06、0.12、0.22、0.47、0.76 與 1.24, 顯示勞動市場對女性大學生的需求程度相對於男性逐代增高, 1970 世代女性大學程度就業者甚至高於男性大學程度就業者。因此雖然男性大學畢業的教育報酬率因勞動供給的擴張而隨著世代有下降的趨勢, 但女性大學畢業者卻因勞動需求擴張得更快而並沒有類似的下降趨勢。

除此之外, 年長世代的女性的教育報酬率較年輕世代的女性低, 推究其原因, 一方面除了過去傳統勞動密集產業中適合高教育高技能的女性工作職缺較少外, 另外也可能因爲過去雇主對所雇用之勞工較存在性別歧視的影響, 即使是接受高等教育程度之女性勞動者, 亦可能會被迫接受較不合理的薪資,[25] 使其教育報酬率相對較低; 而較年輕世代的女性工作者, 所面對的是更適合女性工作的服務業導向的經濟體系和較不具性別歧視的勞動市場, 因此其教育報酬率相對較高。[26]

5.3 年代效果估計

由於本文將同一段年分出生的人視爲同一個世代, 因此各世代樣本的年齡層分配均有所不同, 且分組資料的取得亦將包含「人力運用調查」之原始資料的各不同年度。其中 1920 世代出生之世代, 其樣本點之年齡層分配爲

[25] 比較 1950、1960、1970 世代之男女平均教育年數與實質薪資可以發現, 在 1950 與 1960 世代, 男女間的平均教育年數相差無幾, 但實質月薪卻相差超過 1 萬元以上。但 1970 世代工作者, 男女實質月薪差異則縮小至 5 千多元。顯示在過去勞動市場可能存在較大的性別歧視。

[26] 1980 年代以前, 政府對於禁止就業歧視是採保留態度。除了憲法第七條及第十五條規定人民之工作平等權應受最高位階法律之保障外, 在其他法令中並未明文規定禁止就業歧視。然而, 隨著政治解嚴與各種弱勢族群要求平等對待的聲浪高漲, 政府在這方面的態度轉趨明確。例如民國 73 年所頒行的勞動基準法中第 25 條就明文規定雇主對勞工不得因性別而有差別之待遇。

期刊資料庫

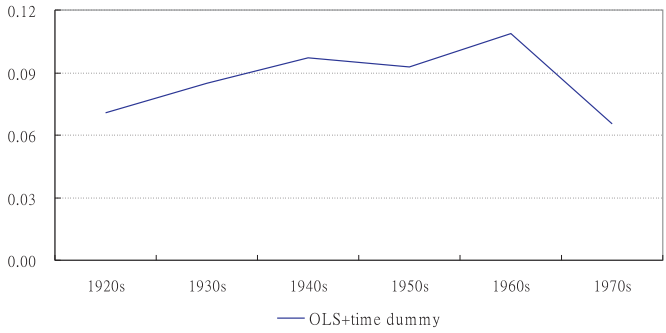


圖 3: 加入年代效果的教育報酬率估計結果

44 歲至 65 歲, 而 1930、1940、1950、1960 與 1970 世代樣本的年齡層分布則分別爲 39–65 歲、29–64 歲、19–54 歲、15–44 歲及 15–34 歲。在資料的取得上, 除了 1920 世代包含 1978–1994 年及 1970 世代包含 1985–2004 年「人力運用調查」資料, 其他 1930、1940、1950 與 1960 世代的樣本, 均包含 1978 至 2004 年之「人力運用調查」原始資料。爲進一步控制年度對估計係數的影響, 我們將各分組資料, 依據其包含的不同年度, 分別加入年度之虛擬變數, 估計結果並未影響世代教育報酬率的趨勢, 如圖 3 所示。[27]

5.4 內生性偏誤與工具變數法

以傳統 OLS 或 QR 模型估計薪資方程式時, 其截距項所對應的個人能力與接受教育的邊際成本兩者之間通常存在著相關性, 因而將造成估計上有所誤差。而另一方面, 若個人能力的異質性存在於所估計之薪資方程式的斜率上時, 表示若所估計的教育報酬率愈高者, 個人愈有誘因從事教育的投資, 將使 OLS 或 QR 模型所估計的結果偏誤進一步擴大。因爲教育報酬率存在異質性 (影響薪資方程式的截距項與斜率), 所以採取 OLS 或 QR 模型估計教育報酬率必須要求解釋變數與個人的能力互相獨立, 若無法滿足這個假設, 則以 OLS 或 QR 模型所估計的教育報酬率將產生偏誤。尤其甚者, 對個人而言, 教育並非外生而是一個投資決策, 不僅受個人能力亦

[27] 感謝一位匿名評審對控制年代影響之建議。

臺灣大學學術期刊資料庫

受家庭環境與家庭背景因素所影響, 故教育變數亦爲內生變數, 而非傳統 OLS 或 QR 模型所假設之外生變數。

當教育變數爲一內生變數, 則以 OLS 模型所估計之年群差異, 我們將無法確定此差異乃來自年群之眞實差異, 或來自因內生性所產生之估計偏誤。爲解決變數內生性所產生的偏誤, Griliches (1977) 認爲可採用工具變數法解決上述能力偏誤和內生性問題。[28] 但若選擇以工具變數的方法來估計橫斷面資料的教育效果時, Heckman and Vytlacil (1999) 認爲所應考量的是該解釋變數必須對個人教育的選擇具有相關性, 但與個人的能力則無相關。因此, 本文綜合過去文獻有關工具變數選擇的方式,[29] 選擇以教育政策 (九年國民義務教育)[30] 及區域因素 (居住區域爲都市或鄉村) 作爲所選取的工具變數, 經由工具變數法之應用, 可避免因內生性誤差而產生的估計偏誤, 估計結果如圖4所示。[31]

---

[28]Griliches (1977) 採取勞動市場的效率單位觀點, 認爲所有的人力資本皆是同質性 (homogeneity) 的, 但人們可以選擇不同的數量。因此在解決估計教育報酬率時, 所產生之個人能力偏誤與衡量誤差 (measurement error) 的問題, 常用的估計方法爲工具變數法, 或稱之爲一般係數模型 (common coefficient model)。

[29]如 Harmon and Walker (1995) 以英國義務教育政策法規的改變做爲工具變數, 認爲教育政策法規改變最低就學的年齡係爲一純粹影響教育的外生變數。而 Duflo (2001) 選擇以個人出生時間 (制度改革的前後) 及個人所居住的區域 (政策或制度上對教育的投資可能因區城的不同而有差異) 做爲估計教育報酬率的工具變數。

[30]一般而言, 在採用兩階段工具變數估計法過程中, 有效的工具變數 (valid instrument) 必須滿足工具變數相關性 (relevance) 以及工具變數外生性 (exogeneity), 即所選擇的工具變數必須與內生變數相關, 且所選擇工具變數必須具外生性。本文所選擇之工具變數, 第一階段相關性F 檢定爲與過度認定限制檢定 (over-identifying restrictions test) 分別爲 5,518.49 與 4.64, 滿足有效工具變數的條件。有關工具變數法的詳細說明請參見 Bound et al. (1995) 與 Staiger and Stock (1997)。

[31]若選擇九年國民義務教育做爲工具變數, 以各分組資料進行第一階段教育方程式的估計時, 較年長世代 (1920、1930 及 1940 世代) 樣本皆爲未受九年國民義務政策影響者, 而較年輕世代 (1960 與 1970 世代) 樣本則皆爲受九年國民義務政策影響者, 以該變數做爲在第一階段教育方程式的估計的工具變數將不具意義。因此本文的方式爲將所有世代之分組資料組合 (pooling), 以全體樣本估計第一階段之教育方程式, 並推估其教育估計值, 再依據本文之世代分組方式, 以教育估計值做爲教育變數的替代變數, 估計第二階段的教育報酬率。因此, 九年國教工具變數所呈現的效果極可能是新世代的效果, 爲了檢測該工具變數的有效性, 本文另比較單獨採用區域因素和單獨採用九年國教的教育報酬率差距, 兩組教育報酬率差距之 t 檢定爲 0.4137, 顯示兩組係數不存在明顯差異, 而變異數的 F 檢定爲 0.9618, 亦不顯著。顯示本文以義務教育作爲工具變數具一定的有效性。感謝一位匿名

期刊資料庫

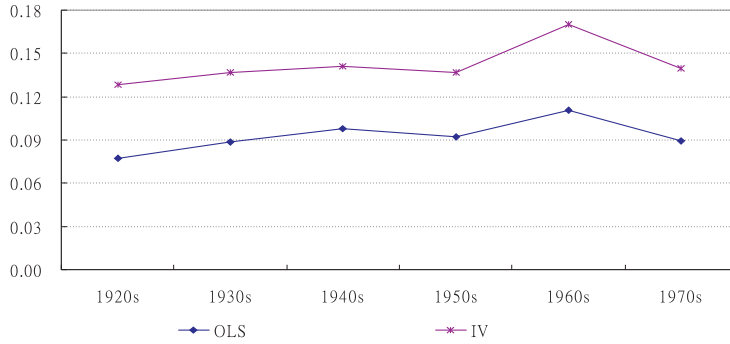


圖 4: 工具變數估計

比較由圖 4 之 OLS 法與工具變數法對教育報酬率的估計結果, 我們發現以工具變數法所估計的教育報酬率皆明顯高於傳統 OLS 所估計的教育報酬率,[32] 但各世代之教育報酬率趨勢則並無太大變化, 兩者估計結果差距的標準差僅0.005。換言之, 以兩階段工具變數法估計各年群世代之教育報酬率, 僅是傳統 OLS 法估計之結果水平上移, 其年群趨勢並未改變, 表示既使控制內生性偏誤後各世代之間的教育報酬率之差異仍然存在。

5.5 QR 模型估計

在估計了選擇性 probit 模型之後, 我們將其計算出來的 inverse Mill's ratio 代入後續的 QR 模型迴歸分析中, 並進一步觀察不同薪資所得階層的異質性教育報酬率,[33] 如圖 5 所示爲 QR 模型估計不同分量下的教育報酬率。比較傳統 OLS 模型與 QR 模型之估計係數的差異, 由圖 5a 至圖 5f 的結果

評審之建議。

[32]有關工具變數法的估計係數高於 OLS 估計的解釋, Card (1999) 認爲可能的原因是低教育程度的人受到政府義務教育政策的影響較大, 致降低其原本較高之邊際教育成本而使邊際報酬率相對較高。

[33]本文的 QR 模型乃以任意選擇薪資的分配區間上任何一個特定位置爲基準進行估計, 描繪薪資的條件機率分配如何受到教育年數分配變化的影響。惟若依照兩階段工具變數法的設定方法, 在推估第一階段教育方程式之教育年數估計值, 此時究應以傳統 OLS 或 QR 模型估計, 在相關文獻上因未有定論, 故本文在 QR 模型估計時, 並未採兩階段工具變數法。

期刊資料庫

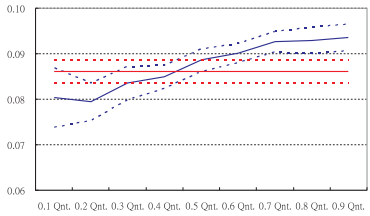


圖 5a: QR 與 OLS 估計值及 95% 信賴區 (1920 世代)

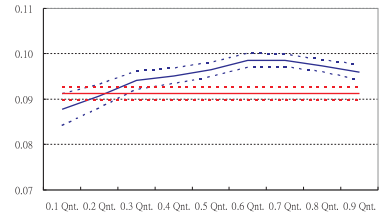


圖 5b: QR 與 OLS 估計值及 95% 信賴區 (1930 世代)

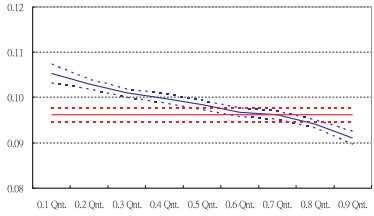


圖 5c: QR 與 OLS 估計值及 95% 信賴區 (1940 世代)

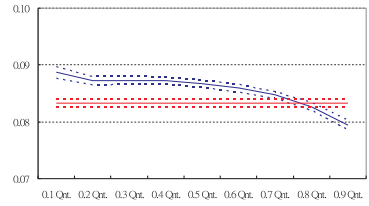


圖 5d: QR 與 OLS 估計值及 95% 信賴區 (1950 世代)

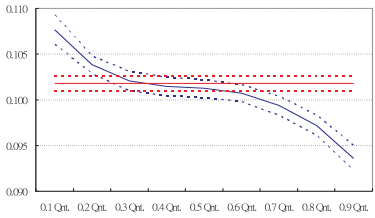


圖 5e: QR 與 OLS 估計值及 95% 信賴區 (1960 世代)

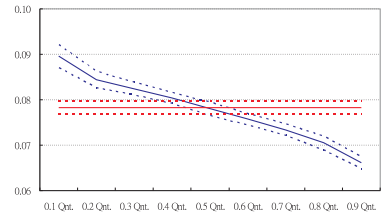


圖 5f: QR 與 OLS 估計值及 95% 信賴區 (1970 世代)

可以發現傳統 OLS 模型與 QR 模型的估計結果存在顯著差異 (特別在工資分配的左右兩端), 若我們比較在不同分量下的 QR 模型估計係數及其 95% 的信賴區間, 並觀察其與傳統 OLS 模型估計係數之 95% 信賴區間的重疊部分,[34] 由圖 5a 至圖 5f 的結果可以發現較年長的世代 (如 1920 世代), 其 QR 估計值的 95% 信賴區間與 OLS 模型估計值的 95% 信賴區間重疊的部分較多, 顯示 OLS 模型在估計傳統工資結構較於緊縮的經濟體系上較爲適宜且誤差亦較小。以圖 5a 爲例, 1920 世代出生之勞動者, OLS 與

[34]由於 OLS 的平均值估計在整個薪資分配區間都相同, 所以圖 5 中三條水平線中間一條爲 OLS 的估計值, 上下兩條虛線分別代表 95% 的信賴區間。因外三條隨著分位點而變化的線段, 則是 QR 模型在各分位點下的估計值與 95% 信賴區間。重疊部分愈小則表示以 OLS 估計偏誤亦愈大。

期刊資料庫

QR 模型估計值之 95% 信賴區間重疊的部分包括 0.1 至 0.6 分量的估計均涵蓋在 OLS 模型估計值的 95% 信賴區間, 表示以 OLS 模型估計 1920 世代 10% 至 60% 之工資分配中勞動者的教育報酬率, 並無太大的差異, 但若以 OLS 模型解釋工資分配右端的行爲則仍有所不足, 無法正確描述教育年數對工資分配在右側端點變異行爲的影響。而愈年輕的世代 (如圖 5f 的 1970 世代出生者) 除了中位數 (0.5 分量) 估計值的 95% 信賴區間與 OLS 模型估計值的 95% 信賴區間相重疊之外, 其餘分量的估計值與 95% 信賴區間均與 OLS 模型估計值的 95% 信賴區間互不重疊, 表示傳統 OLS 模型僅能有效估計年輕世代 (1970 世代) 之中央 40% 至 50% 工資分配下的教育報酬率, 對其他分量下變數的影響行爲, 無法根據 OLS 模型來進行有效的估計。由圖 5a 至圖 5f 的結果可以推論教育年數對不同工資分配 (薪資水準) 的影響效果有顯著差異, 隱含個人教育報酬率具有明顯的異質性, 尤其在愈年輕的世代中, 其異質性的情況愈爲明顯。因此就年輕的世代而言, 傳統 OLS 估計的平均教育報酬率無法有效表現薪資分配兩端的影響行爲, 亦無法得知異質性的內涵。

圖 6a 乃以 QR 模型估計樣本在不同世代與不同分量下之教育報酬率, 由圖 6a 的結果發現特別是 1960 世代的教育報酬在每個分量上均高於 1950 世代, 也高於 1970 世代, 這是因爲 1960 世代的工作者, 其進入職場的時期, 正值台灣的產業形態由以農業爲主順利轉型爲以製造業與商業服務業爲主的 1980 年代, 此時臺灣經濟發展迅速, 勞動需求相對提昇, 因此 1960 世代的工作者, 其教育報酬率較 1950 世代者高, 至於 1970 世代的工作者, 則由於教育的擴充和普及, 勞動供給大幅的增加, 造成該世代之教育報酬率的下降, 因此 1960 世代者的教育報酬率, 在各分量上亦均高於 1970 世代。

除此之外, 在較年長的世代 (如 1920 世代與 1930 世代) 中, 教育報酬率與樣本薪資分配呈顯著正相關, 即薪資所得階級愈高 (低) 者, 多受一年的教育, 其教育報酬也愈高 (低)。而在較年輕的世代中 (1940 世代之後), 教育報酬率與樣本薪資分配則呈顯著負相關, 即薪資所得階級愈高 (低) 者, 多受一年的教育, 其教育報酬也愈低 (高)。

若由效率工資 (efficiency wage) 假說來看, 個人勞動生產力與薪資呈正相關, 而個人的勞動生產力亦取決於個人能力的高低, 因此當個人能力無

臺灣大學學術期刊資料庫

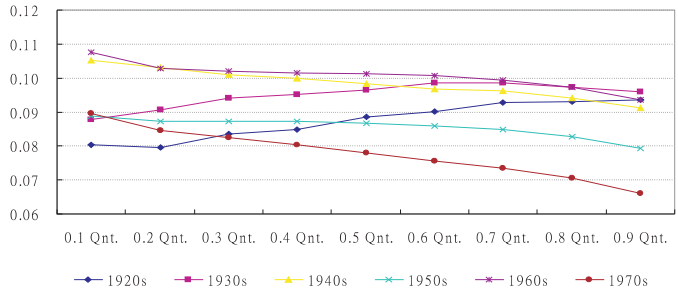


圖 6a: 世代的教育報酬率 — 全體樣本

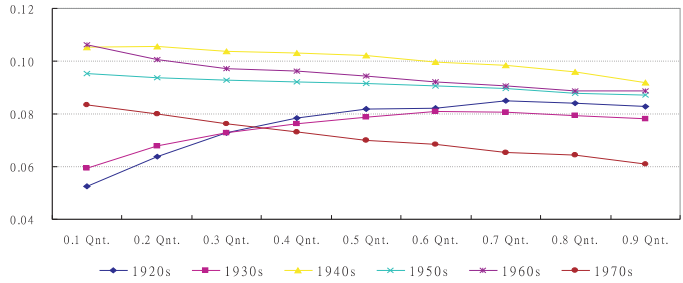


圖 6b: 世代的教育報酬率 — 男性樣本

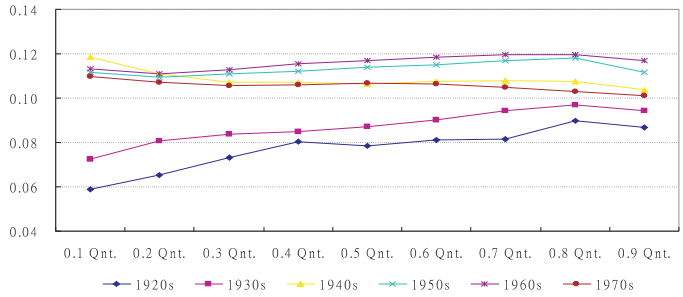


圖 6c: 世代的教育報酬率 — 女性樣本

法被觀察到時, 通常廠商會選擇採取支付較高的薪資以確定所雇用之人員爲高能力者, 依據效率工資理論的觀點, 個人薪資高低反映個人能力的高低, 薪資愈高者, 其能力也愈高。

臺灣大學學術期刊資料庫

據此, 則上述年長世代之正相關隱含對這些世代而言, 教育程度與個人能力之間呈現某種強化關係 — 高 (低) 能力者之教育報酬率較高 (低)。如 Blackburn and Neumark (1993)、Ashenfelter and Rouse (1998)、Pereira and Silva-Martins (2002) 等均發現類似的結果, 而其政策意涵 De Fraja (2002) 認爲若教育與能力爲強化關係時, 普遍的公共教育將更擴大工資的差距, 因此最適的社會公共教育政策應該是更精英化, 而非更普及化。而較年輕的世代 (40年代以後) 中, 報酬率與薪資分配則呈現顯著負相關, 即薪資所得階級愈低 (高), 其教育報酬將愈高 (低), 表示年輕世代者之教育程度與個人能力之間存在彌補關係, 即受教育可以彌補個人先天能力的不足, 低 (高) 能力者之教育報酬率反而較高 (低)。相似的結果如 Brunello et al. (2009) 以12個歐洲國家的資料, 發現因義務教育的變化, 將導致個人教育成就的提高也使薪資水準的差異變得較小, 以此推論教育與個人能力爲彌補關係, 即接受教育能有效彌補個人能力不足, 縮小薪資差異。另外 Denny and O'Sullivan (2007) 分析英國的資料也發現教育的確可替代可觀察與不可觀察能力之不足。因此教育實扮演重要彌補能力不足之功能, 在政策意涵上普及化的教育則有其必要性。

由圖6a 各世代 QR 曲線的斜率亦可發現, 在愈年輕的世代中, 教育與能力間的彌補效果愈大。總而言之, 由1920年代出生的勞工, 至1970年代出生的勞工, 其受教育與個人能力之間的關係, 逐漸由強化效果轉變爲彌補效果, 且兩者之彌補效果隨著愈年輕世代愈來愈強。[35]

這個結果我們可由幾個面向進行討論並可做爲未來進一步的研究議題。

[35]感謝匿名評審對此現象提出三種可能原因: 第一、越高教育程度的報酬率越低, 可能與估計模型採教育年數有關; 第二、單就薪資所得可能無法反應個人工作所得; 第三、由於不同行業可能重視教育的程度不同。作者也一一加以進行估計檢測。首先, 若以教育年數與年數平方加以估計, 各世代之趨勢與原估計結果均一致且穩定, 但在年數平方的估計參數並不顯著; 其次, 在文獻上一般均採用薪資所得來做爲自變數, 若要以足以反應個人工作所得的資料 (如評審所指加入股票所得), 在取得上相當困難, 且台灣也未見類似的調查 (家庭收支調查雖有相關資料, 但與本文使用之人力運用調查在資料聯結上有所困難); 最後, 本文亦區分各世代不同行業進行分量迴歸估計, 結果發現大部分的行業亦都符合本文的原估計結論, 即教育與能力在年長世代爲強化效果, 在年輕世代爲彌補效果。本文採用10個不同行業, 分別爲農林漁牧業、礦業、製造業、水電燃煤業、營造業、商業、運輸倉儲通信業、工商服務業、個人服務業、社會與公共服務業等。其中尤其在製造業、商業、工商服務業與個人服務業有特別明顯相似的結果。

期刊資料庫

首先在教育內涵方面, 過去在升學主義之教育體制下, 經由聯考方式的篩選使先天能力較強的人優先選擇進入學校就學, 而專才式的學校教育內容則進一步加強個人的專業能力, 因此先天能力較強的人可透過教育投資獲致較高的教育報酬率。即過去制式且專才型教育能使勞動者經由教育的投資更加強化個人能力。而與過去的教育相比, 現代的教育有著較爲多元化的入學方式, 高等教育也著重在通才性的課程, 這類的學制和課程也較能彌補個人先天能力的不足。即多元而通才型教育正可補充個人基本能力之不足。

其次, 在產業需求與工作內涵方面, 過去台灣地區的產業結構傾向於以初級技術爲主的勞力密集產業, 較年長世代的勞工所面對的產業結構, 對工作專長的需要較爲單純且直接, 亦即在初級技術產業就業的勞工, 僅僅要求其在工作上的專業, 不需具備其他通才性 (如人文、藝術等) 的知識內涵, 早期的制式學校教育正可以加強勞工在這方面的能力, 使高能力者有較高的報酬率。而較年輕世代勞工所面對的產業結構, 則屬於技術 (或知識) 密集型的產業或服務業, 這些產業除了要求勞工個人的專業技術之外, 亦要求勞工多方面涉獵其他通才性的知識, 尤其是服務業的勞工相較於製造業更爲需要, 此時學校教育正可以補足勞工先天上能力不足之處, 因此教育與能力呈現彌補關係。

除此之外, 本文另估計在不同性別下 QR 的結果, 如圖 6b 與圖 6c 所示, 我們可以發現男性在不同世代下之教育報酬率和全體樣本的結果類似, 較年長世代的男性, 薪資愈高者報酬率愈高; 而較年輕世代的男性, 高薪資者的教育報酬率反而較低。至於女性工作者在年長的世代中, 亦是存在高薪資高報酬的強化效果; 但在較年輕的世代中, 教育報酬率和薪資分配的彌補效果則不如男性工作者來得明顯。

6 結論

不同於過去的文獻中採用年度橫斷面資料, 依傳統 OLS 模型估計「平均」的教育邊際報酬率的方式, 本文選擇將時間序列橫斷面的資料重新組合爲不同世代資料並採用 QR 模型來估計在不同世代之條件薪資分配下的教育報酬率。一方面透過不同世代的區分, 避免因採用橫斷面資料時所強烈

臺灣大學圖書期刊資料庫

假設之相同的個人年齡所得面相, 而造成的估計偏誤。另一方面, 經由 QR 模型估計結果的分析, 不但可擴大教育報酬率的觀察面向, 體現個人特質存在異質性的情況下所呈現之工資條件分配中可出現不同的報酬率差異外, 更可進一步分析教育投資與個人無法觀測之能力兩者間的可能關係。

由本文的估計結果發現, 不同世代的教育報酬率存在相當程度的年群效果, 因爲不同世代所面對的勞動市場均有所不同, 可能來自需求面或供給面甚至兩者同時影響而造成各世代不同的教育報酬率。本文也嘗試提出解釋: 在勞動需求上, 由於經濟發展與產業結構的轉變, 造成對不同技能的需求改變; 在勞動供給上, 由於教育制度的改變 (如九年國教、教育分流、大學擴增等), 影響個人的教育成就, 造成勞工教育結構的改變。但因所採取的調查資料無法完整表現個人工作生命週期的行爲, 且所選擇之調查資料未臻詳盡等限制, 故本文並未將制度面與非制度面的因素完全納入模型考量, 僅能有限度的解釋不同世代教育報酬的年群效果。如何進一步釐清造成年群效果的原因, 似可作爲未來研究的方向。

除此之外, 本文進一步比較傳統 OLS 模型與 QR 模型之估計結果可以發現, 以 QR 模型所估計的係數在不同工資分配中有極大比例落在傳統 OLS 模型的估計係數的 95% 信賴區之外, 表示不同的個人在先天上即具有能力的異質性而表現出不同的教育報酬率, 我們並發現個人能力的異質性在年輕世代中最爲明顯, 顯示個別能力差異在年輕族群的重要性, 因此以傳統 OLS 模型所估計 (平均概念) 的教育報酬率並不適用。

另一方面, 由 QR 模型的估計結果亦發現在較年長的世代, 教育與個人能力呈現強化關係; 而較年輕的世代, 教育與個人能力則呈現彌補關係, 且愈年輕的世代, 其彌補性也愈強。顯示過去較年長世代所接受之較爲制式的教育, 目的乃在於加強個人的能力, 深化個人專業能力進而表現在工資水準的提高上; 而年輕世代所接受爲較多元和通才式的現代教育, 則可補足個人能力不足之處, 亦即在年輕的世代中, 教育乃做爲培養多元或多樣化能力的途徑。換句話說, 不同於傳統制式化的單元價值與著重專業技能教育, 現代教育一方面可彌補先天能力的弱勢, 但另一方面透過多元化教育訓練, 也培養出更多樣化的能力, 也豐富了異質性的內涵, 體現在愈年輕的世代其異質性也愈大。故本文的重要政策意涵爲: 教育除了一方面能補

臺灣大學學術期刊資料庫

充個人能力之不足外, 另一方面亦可創造出具更多元化與具異質性內涵的社會。台灣的經驗顯示, 教育與能力可能是強化亦可能是彌補關係, 端視教育的內涵與產業對人才需求的特質而定。此結果更突顯出教育於21世紀人力資本投資的重要性。

參考文獻

吳慧瑛 (1996), "家庭勞動供給的跨期分析", 收錄於陳肇男等 (編), 《人口、就業與福利》, 73–105, 台北: 中央研究院經濟研究所。

——— (2003), "二十年來教育發展之經濟評估, 1978–2001", 《台灣經濟預測與政策》, 33, 97–130。

張宏基・朱敬一 (1996), "用 Pseudo Panel Data 估計台灣男性跨期勞動替代彈性", 《經濟論文叢刊》, 24(3), 313–337。

符碧眞 (1996), "教育投資報酬率長期變化之剖析 — 以我國發展個案爲例", 《教育研究資訊》, 4, 82–99。

莊奕琦・賴偉文 (2008), "影響教育成就的因素及九年國民義務教育政策效果評析: 台灣實證", 《人文及社會科學集刊》, 20(1), 25–65。

陳建良 (2002), "手足組成、出生序與教育年數 — 以台灣家庭爲對象的實證分析", 收錄於《第六屆經濟發展學術研討會論文》, 台北: 台灣經濟發展研究中心。

陳建良・管中閔 (2006), "台灣工資函數與工資性別歧視的分量迴歸分析", 《經濟論文》, 34(4), 435–468。

黃台心 (2000), "我國已婚婦女勞動供給的生命循環分析", 《經濟論文叢刊》, 28(1), 1–24。

鄭保志 (2004a), "教育擴張與工資不均度: 台灣男性全職受雇者之年群分析", 《經濟論文叢刊》, 32(2), 233–265。

——— (2004b), "工資流動性與終身不均度的年群分析", 《經濟論文叢刊》, 32(3), 369–393。

Ashenfelter, O. and Rouse, C. (1998), "Income, schooling and ability: Evidence from a new sample of identical twins", *Quarterly Journal of Economics*, 113(1), 253–284.

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

Blackburn, M. L. and Neumark, D. (1993), "Omitted-ability bias and the increase in the return to schooling", *Journal of Labor Economics*, 11(3), 521–544.

Bound, J., Jaeger, D. A., and Baker, R. (1995), "Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the endogenous explanatory variable is weak", *Journal of the American Statistical Association*, 90, 443–450.

Brunello, G., Ford, M., and Weber, G. (2009), "Changes in compulsory schooling, education and the distribution of wage in Europe", *Economic Journal*, 119, 516–539.

Buchinsky, M. (1994), "Changes in the U.S. wage structure 1963–1987: Application of quantile regression", *Econometrica*, 62, 405–458.

——— (1998), "The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: A quantile regression approach", *Journal of Applied Econometrics*, 13, 1–30.

Card, D. (1999), "The causal effect of education on earnings", in O. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Volume 3A, Amsterdam: Elsevier.

Card, D. and Lemieux, T. (2001), "Can falling supply explain the rising return to college for younger men? A cohort-based analysis", *Quarterly Journal of Economics*, 116(2), 705–746.

Chu, C. Y., Tsay, R. S., and Yu, R. R. (2005a), "Intergenerational transmission of sex-specific differential treatments: The allocation of education resources among siblings", 2005 Conference on Panel Study of Family Dynamics, Institute of Economics, Academia Sinica.

Chu, C. Y., Xie, Y., and Yu, R. R. (2005b), "Effects of sibship structure revisited: Evidence from intra-family resource transfer in Taiwan", 2005 Conference on Panel Study of Family Dynamics, Institute of Economics, Academia Sinica.

Chuang, Y. C. and Chao, C. Y. (2001), "Educational choice, wage determination, and rates of return to education in Taiwan", *International Advances in Economic Research*, 7, 479–504.

De Fraja, G. (2002), "The design of optimal education policies", *Review of Economic Studies*, 69, 437–466.

Deaton, A. S. and Paxon, C. H. (1994), "Saving, growth and aging in Taiwan", in David A. Wise (ed.), *Studies in the Economics of Aging*, 331–361, Chicago: University of Chicago Press.

臺灣大學學術期刊資料庫

Denny, K. and O'Sullivan, V. (2007), "Can education compensate for low ability? Evidence from British data", *Applied Economics Letters*, 14, 657–660.

Duflo, E. (2001), "Schooling and labor market consequences of schooling in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment", *American Economic Review*, 91(4), 795–813.

Eide, E. and Showalter, M. H. (1998), "The effect of school quality on student performance: A quantile regression approach", *Economics Letters*, 58, 345–350.

Garcia, J., Hernandez, P., and L'opez-Nicolas, A. (2001), "How wide is the gap? An investigation of gender wage difference using quantile regression", *Empirical Economics*, 26, 149–167.

Gindling, T. H., Goldfarb, M., and Chang, C. C. (1995), "Changing return to education in Taiwan", *World Development*, 23(2), 343–356.

Griliches, Z. (1977), "Estimating the return to schooling: Some econometric problems", *Econometrica*, 45(1), 1–22.

Harmon, C. and Walker, I. (1995), "Estimates of the economic return to schooling for the UK", *American Economic Review*, 85, 1279–1286.

Hartog, J., Pereira, P. T., and Vieira, J. A. (2001), "Changing return to education in Portugal during the 1980s and early 1990s: OLS and quantile regression estimators", *Applied Economics*, 33(8), 1021–1037.

Heckman, J. J. (1979), "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47(1), 153–161.

Heckman, J. J. and Vytlacil, E. (1999), "Local instrumental variable and latent variable models for identifying and bounding treatment effects", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 96, 4730–4734.

Jappelli, T. (1999), "The age-wealth profile and the life-cycle hypothesis: A cohort analysis with a time series of cross-sections of Italian households", *Review of Income and Wealth*, 45(1), 57–75.

Juhn, C., Kevin, M. M., and Brooks, P. (1993), "Wage inequality and the rise in returns to skill", *Journal of Political Economy*, 101(3), 410–442.

Koenker, R. (2005), *Quantile Regression*, Cambridge: Cambridge University Press.

Koenker, R. and Bassett, G. J. (1978), "Regression quantiles", *Econometrica*, 46, 33–50.

Koenker, R. and Hallock, K. F. (2001), "Quantile regression", *Journal of Economic Perspectives*, 15, 143–156.

臺灣大學學術期刊資料庫

Machado, J. and Mata, J. (2005), "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression", *Journal of Applied Economics*, 20, 445–465.

Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earning*, New York: Columbia University Press.

Mincer, J. and Polachek, S. (1974), "Family investments in human capital: Earnings of women", *Journal of Political Economy*, 82, 76–108.

Mwabu, T. and Schultz, T. P. (1996), "Education return across quantiles of the wage function: Alternative explanation for education by South Africa", *American Economic Review*, 86(2), 335–339.

Parish, W. and Willis, R. J. (1993), "Daughters, education, and family budgets: Taiwan experiences", *Journal of Human Resources*, 28(4), 863–898.

Pereira, Pedro and Silva-Martins, Pedro (2002), "Is there a return-risk relationship in education?", *Economics Letters*, 75(2), 31–37.

Polachek, S. (1981), "Occupational self-selection: A human capital approach to sex differences in occupational structure", *Review of Economics and Statistics*, 63(1), 60–69.

Psacharopoulos, G. (1985), "Return to education: A further international update and implications", *Journal of Human Resources*, 20(4), 583–604.

Staiger, D. and Stock, J. H. (1997), "Instrumental variables regression with weak instruments", *Econometrica*, 65(3), 557–586.

Trostel, P., Walker, I., and Woolley, P. (2002), "Estimates of the economic return to schooling for 28 countries", *Labour Economics*, 9(1), 1–16.

Willis, R. J. (1986), "Wage determinants: A survey and reinterpretation of the human capital earning function", in O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 525–602, Amsterdam: Elsevier.

投稿日期: 2008年9月17日, 接受日期: 2010年5月21日

臺灣大學學術期刊資料庫

A Cohort Analysis of Returns to Education with Heterogeneous Ability: The Case of Taiwan

Yih-chyi Chuang and Wei-wen Lai

Department of Economics, National Chengchi University

Using cohort data generated from time series of cross section data from Taiwan's Manpower Utilization Survey from the period 1978–2004, this paper adopts the Quantile Regression method to estimate heterogeneous rates of return to education conditional on different wage distributions. Estimation results support the heterogeneous-ability hypothesis for wage distribution and cast doubt on the average rate of return to education calculated by the traditional OLS estimation method. The results show that heterogeneity is strongest within the young cohorts; education and ability are complements in the older cohorts and are substitutes in the younger cohorts. This implies that the younger the cohort is and the stronger the complementary effect will be between education and ability, and thus education may reinforce individuals' heterogeneity.

Keywords: heterogeneous ability, cohort effect, returns to education
JEL classification: I21, J24

臺灣大學學術期刊資料庫